

**FUNDAÇÃO UNIVERSIDADE FEDERAL DE RONDÔNIA**  
**DEPARTAMENTO DE MATEMÁTICA E ESTATÍSTICA**  
**BACHARELADO EM ESTATÍSTICA**

**ERICA DA SILVA REIS**

**ESTIMATIVAS DE MORTALIDADE INFANTIL, APLICANDO O ESTIMADOR  
BAYESIANO EMPÍRICO, NAS CAUSAS NEONATAIS E PÓS-NEONATAL, PARA  
O ESTADO DE RONDÔNIA NO ANO DE 2001À 2010.**

**JI-PARANÁ**

**2017**

**ERICA DA SILVA REIS**

**ESTIMATIVAS DE MORTALIDADE INFANTIL, APLICANDO O ESTIMADOR  
BAYESIANO EMPÍRICO, NAS CAUSAS NEONATAIS E PÓS-NEONATAL, PARA  
O ESTADO DE RONDÔNIA NO ANO DE 2001À 2010.**

Trabalho de Conclusão de Curso submetido ao  
Departamento de Matemática e Estatística, da  
Fundação Universidade Federal de Rondônia,  
*Campus* de Ji-Paraná, como parte dos  
requisitos para obtenção do título de Bacharel  
em Estatística.

Orientador: Prof.º Dilson Henrique Ramos  
Evangelista

**JI-PARANÁ**

**2017**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Fundação Universidade Federal de Rondônia  
Gerada automaticamente mediante informações fornecidas pelo(a) autor(a)

---

R375e Reis, Erica.

Estimativas de mortalidade infantil, aplicando o estimador Bayesiano empírico, nas causas neonatais de pós-neonatal, para o estado de Rondônia 2010. / Erica Reis. -- Ji-Paraná, RO, 2017.  
35 f. : il.

Orientador(a): Prof. Dr. Dilson Henrique Ramos Evangelista

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Estatística) - Fundação Universidade Federal de Rondônia

1. Mortalidade Infantil . 2. Estimador Bayesiano empírico . 3. sub-registro .  
I. Evangelista, Dilson Henrique Ramos. II. Título.

CDU 519.22

---

A Deus, por ser essencial na minha vida, meu guia, socorro presente na hora da angústia,

A minha mãe, ao meu pai e aos meus irmãos.

**DEDICO**

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço em primeiro lugar, a Deus pelo dom da vida, pelo seu amor infinito, sem Ele nada sou. Seu folego de vida em mim me foi sustento e me deu coragem para questionar realidades e propor sempre um novo mundo de possibilidades.

Agradeço ao meus pais, Edson e Marli, meus maiores exemplos. Obrigada por cada incentivo e orações, pela preocupação para que sempre estivesse andando no caminho correto. Aos meus irmãos José Wellington e Bruno obrigada por tudo. Aos meus avós, tios, tias, primos por todo carinho e incentivo.

Aos professores do curso de Bacharelado em Estatística da Universidade Federal de Rondônia – UNIR, pela imensa bagagem fornecida de um conhecimento que é inesgotável. Citando o professor Ms. Josivan Ribeiro Justino que desde o início me incentivou a escrever sobre o tema, sou grata por tudo!

Agradeço em especial ao meu orientador Professor Dr. Dilson Henrique Ramos Evangelista, que me auxiliou de forma imprescindível, com paciência, pela compreensão, meu muito obrigada.

Aos meus colegas de graduação com quem convivi nesses espaços ao longo desses anos. A todos aqueles que estiveram próximos de mim são muitos não tem como citar todos, mas em especial aos meus amigos Kleice e Rafael, a quem aprendi amar. Obrigada por todos os momentos que fomos estudiosos, brincalhões, pelas tristezas, dores compartilhadas, pelas boas conversas. Esta caminhada não seria a mesma sem vocês.

Obrigada a todos que mesmo não estando citados aqui, tanto contribuíram para a conclusão dessa etapa.

“Que todo o meu ser louve ao SENHOR, e que eu não esqueça nenhuma das suas bênçãos”! Salmos 103:2.

“A tarefa não é tanto ver aquilo que ninguém viu, mas pensar o que ninguém ainda pensou sobre aquilo que todo mundo vê”.**Arthur Schopenhauer.**

## RESUMO

A proposta do presente trabalho foi de elaborar correções atualizadas para os óbitos infantis no Estado de Rondônia, a partir das Microrregiões agregando por mesorregião no período de 2001 a 2010. A metodologia utilizada foi o Estimador Bayesiano empírico, onde foi possível proporcionar uma suavização nos dados de óbitos dessas Regiões do Estado. Utilizou-se também, o método. Para o manuseio dos dados utilizou-se planilhas em Excel 2013. As informações foram extraídas do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e Sistema de Informações sobre nascidos vivos (SINASC), gerenciados no DATASUS / MS. Foi coletado dados de óbitos por ocorrências de crianças menores de um ano de idade (entre 0 e 364 dias) que corresponde ao período neonatal e pós neonatal, por causas de morte do CID-10 (Classificação Internacional de Doenças) e também, os dados referentes aos nascidos vivos. As análises dos resultados referente as proporções de causas mal definidas, nota-se que houve melhorias, pois teve um declínio com relação aos óbitos infantil mal declarados em todo Estado de Rondônia. Através das correções ou suavização do estimador bayesiano, mostrou resultados satisfatórios em ambas mesorregiões com destaque para a Leste Rondoniense. O grau de cobertura nas mesorregiões foi satisfatório em ambas mesorregiões o que mostra similaridade entre elas, de tal modo não apresentando, um elevado número de sub-registro. Em síntese, os resultados encontrados indicam ocorrências de mudanças no padrão de causas de mortalidade infantil no Estado de Rondônia.

**Palavras-chave:** mortalidade infantil; estimador bayesiano empírico; sub-registro.

## **ABSTRACT**

### **ESTIMATES OF CHILD MORTALITY, APPLYING THE EMPIRICAL BAYESIAN ESTIMATOR, IN NEONATAL AND POST-NEONATAL CAUSES, TO THE STATE OF RONDÔNIA IN THE YEAR OF 2001 TO 2010.**

The purpose of the present study was to elaborate updated corrections for infant deaths in the State of Rondônia, from the Microregions aggregating by mesoregion in the period from 2001 to 2010. The methodology used was the empirical Bayesian Estimator, where it was possible to provide a smoothing in the data Of deaths in these State Regions. The Simple Linear Regression method was also used to find a model for each Mesoregion, in order to make average estimates of the number of deaths, from the corrected deaths. Data was manipulated using Excel spreadsheets. Data were extracted from the Mortality Information System (SIM) and the Live Birth Information System (SINASC), managed in DATASUS / MS. Data from deaths from occurrences of children under one year of age (between 0 and 364 days) that corresponded to the neonatal period and neonatal post, due to causes of death of ICD-10 (International Classification of Diseases) and data Live births. The analysis of the results referring to the proportions of ill-defined causes shows that there were improvements, since there was a decline in relation to poorly reported infant deaths throughout the State of Rondônia. Through the corrections or smoothing of the Bayesian estimator, it showed satisfactory results in both mesoregions with highlight to the East Rondoniense. The degree of coverage in the mesoregions was satisfactory in both mesoregions, which shows similarity between them, thus not presenting a high number of underregistration. In summary, the results found indicate changes in the pattern of causes of infant mortality in the State of Rondônia.

**Keywords:** infant mortality; Empirical Bayesian estimator; Sub-registration.



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

<b>Figura 1.</b> Representação gráfica da evolução por ano da proporção das causas mal definidas (CDM) ou XVIII – Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e laboratório, para óbitos infantis (menores de 1 ano) do Estado de Rondônia.....	24
<b>Figura 2.</b> Representação por ano do grau de cobertura de óbitos infantis (menores de 1 ano), segundo o estimador bayesiano calculado com base nas microrregiões para as mesorregiões do Estado de Rondônia.....	25
<b>Figura 3.</b> Óbitos menores de 1 ano estimados a partir do estimador bayesiano com base nas microrregiões para as mesorregiões do Estado de Rondônia.....	26
<b>Figura 4.</b> Taxas de mortalidade infantil (menores de 1 ano) estimadas por ano através do estimador bayesiano a partir das microrregiões para as mesorregiões do Estado de Rondônia.-- -----	27
<b>Figura 5.</b> Comparação por ano de óbitos observados e óbitos estimados (óbitos menores de 1 ano) para a mesorregião Madeira Guaporé do Estado de Rondônia.....	27
<b>Figura 6.</b> Comparação por ano de óbitos observados e óbitos estimados (óbitos menores de 1 ano) para a mesorregião Leste Rondoniense do Estado de Rondônia.....	28
<b>Figura 7.</b> Estatística básicas, segundo o grau de cobertura óbitos infantis para as duas mesorregiões do Estado de Rondônia, referentes aos anos de 2001 a 2010.....	29

## **LISTA DE TABELAS**

Tabela 1 - Ajustamento das Taxas de óbitos esperados e estimados para as duas mesorregiões estudadas, com base nos testeKolmogorov-Smirnov e Qui-Quadrado.....	28
--	----

## **LISTA DE ABREVIATURAS**

CMD	Causas Mal Definidas
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
MS	Ministério da Saúde
NV	Nascidos Vivos
SIM	Sistema de Informações sobre Mortalidade
SINASC	Sistema de Informações sobre nascidos vivos
TMI	Taxa de Mortalidade Infantil
TMA	Taxa de Mortalidade Ajustada

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO .....	13
2. REFERENCIAL TEÓRICO .....	15
3. MATERIAIS E MÉTODOS .....	17
3.1 Fonte de dados.....	17
3.2 Estimador Bayesiano.....	18
3.3 TESTES DE ADERENCIA .....	21
4. RESULTADOS E DISCUSSÕES .....	24
5. CONCLUSÕES.....	30
REFERÊNCIAS.....	31

## 1. INTRODUÇÃO

A mortalidade infantil representa a proporção de crianças que morrem antes de completar um ano de vida. É considerado um indicador sensível das condições de vida e saúde de uma população (UNICEF, 1989), contribuindo na avaliação dos níveis de saúde e desenvolvimento socioeconômico. Em geral as altas taxas de mortalidade infantil são reflexos das condições de vida da população, sendo um indicador de extrema importância na definição de políticas públicas para a saúde e bem-estar da população. A ausência de acompanhamento médico, deficiência na assistência hospitalar, desnutrição são algumas causas que contribuem para a mortalidade infantil. E muito se tem trabalhado para que a qualidade dessas informações venha melhorar. (DUARTE, 2007)

A taxa de mortalidade infantil no Brasil teve uma queda de 67,50% no período 1980-2009, passando de 69,12‰ para 22,47‰, indicando que, neste ano, para cada mil nascidos vivos, 22,47 teriam falecido antes de completar um ano de idade. Neste período, a taxa de mortalidade infantil masculina passou de 76,25‰ para 26,02‰ (uma redução de 65,88%), enquanto a feminina declinou de 61,71‰ para 18,79‰, correspondendo a uma queda de 69,55%. (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. 2010).

A taxa de mortalidade infantil (por mil NV) no estado de Rondônia variou (valores mínimos e máximos) de 32,4 a 62,5 em 1991, de 21,3 a 37,2 em 2000 e de 14,3 a 25,8 em 2010. É possível notar a grande diminuição do risco de vida infantil de forma geral no estado. Tendo como referência o quintil de 2000, em 1991 a grande parte dos municípios estava situada no pior quintil, e no ano de 2010, todos estavam situados no melhor quintil. (ATLAS DE DESENVOLVIMENTO SUSTENTÁVEL E SAÚDE | BRASIL 1991 A 2010).

Apesar do declínio observado nos últimos anos, a mortalidade infantil ainda continua muito elevada nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. Segundo o IBGE, a taxa nacional de 85 óbitos por mil nascidos vivos, no início dos anos 80, passou para cerca de 37,5 óbitos por mil nascidos vivos, em 1996, o que representa redução de 44,1%, entre 1980/1990 e de 21,5% entre 1990/1996 (MARANHÃO, 1998). O declínio apresentado tem sido atribuído a uma série de fatores como, avanços da medicina, atendimentos em setores em que as camadas mais carentes da sociedade não teriam adequado acesso – casos dos serviços de saúde e educacionais, das condições de vida, de uma maneira geral.

Segundo Dos Santos e Justino. (2016), tal indicador (a mortalidade infantil) constitui de uma baixa confiabilidade dos dados envolvidos em seu cálculo (nascimentos vivos e óbitos ocorridos entre os menores de um ano), pois padecem de elevado sub-registro nas áreas menos desenvolvidas do país, como citado anteriormente.

Para compreender um pouco mais de conhecimento relacionado à qualidade das informações, destaca-se a classificação proposta por Chackiel (1987) onde apresentou um arranjo sobre a qualidade dos registros de mortalidade segundo percentual de óbitos no grupo de causas mal definidas (CMD): menos que 15% - informação muito boa; entre 15 e 25% - informação relativamente boa; entre 25 e 40% - informação pouco confiável; mais que 40% - informação deficiente.

No entanto, a classificação da qualidade não se restringe apenas a análise das causas mal definidas (CDM) de óbitos no grupo, pois um índice não satisfatório, não significa necessariamente, a existência de um elevado grau de sub-registro (JUSTINO, 2010).

Assim, o presente trabalho tem como objetivos a serem atingidos, a elaboração de correções atualizadas de sub-registro a partir de estimativas da mortalidade infantil para as Microrregiões do Estado de Rondônia, utilizando a suavização indicada pelo estimador Bayesiano empírico de James-Stein simplificada por Marshall (1991) e proposto por Cavalline e Leon (2007), para o período de 2001-2010. A partir dessas correções, também, analisar a qualidade dos dados de óbitos de crianças menores de um ano de idade, por microrregiões do Estado, a partir do comportamento das causas mal definidas (CMD) de óbito no período de 2001-2010; Avaliar o comportamento das correções das informações com relação à cobertura das informações segundo as microrregiões do Estado; Ajustar as Taxas de óbitos esperados e estimados para as duas mesorregiões estudadas, com base no teste de aderência do kolmogorov-Smirnov e Qui-Quadrado.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

O coeficiente de mortalidade infantil é considerado por diversos autores e organismos internacionais como um indicador clássico de saúde e de qualidade de vida de uma população. Este reflete ainda, a eficácia das políticas públicas e qualidade dos serviços das áreas de saúde, educação, saneamento, bem como geração e distribuição de renda (SOUSA et al., 2008).

A maior parte da redução da mortalidade infantil registrada nas últimas décadas concentra-se no período pós-neonatal, que caracteriza o risco de óbito entre 28 dias até o final do primeiro ano de vida e a maior parcela dessa mortalidade encontra-se no período neonatal que calcula o risco de óbito nos primeiros 27 dias de vida. Essa maior redução do componente pós-neonatal deve-se a intervenções específicas em ações básicas de saúde, como, por exemplo: as imunizações; o tratamento adequado de diarreias e infecções respiratórias; o incentivo ao aleitamento materno e a melhoria nas condições de saneamento básico (BEZERRA-FILHO et al., 2007).

As causas de melhoria no padrão de vida e a queda significativa nas taxas de mortalidade é chamada de transição da mortalidade. De acordo com Alves(2008) a transição de mortalidade é considerada pelo Marquês de Condorcet (1743-1794) e por William Godwin (1756-1836), um dos elementos base do processo civilizatório da humanidade. O mesmo afirmou em 2002, que a “redução das taxas de mortalidade é uma conquista impar da perfectibilidade humana”. Observando as consequências da transição, realmente à de se concordar, afinal em 1900 a esperança de vida da população mundial estava em torno de 30 anos, no século seguinte a mortalidade diminuiu significativamente, conseguindo dobrar a esperança de vida durante esses cem anos. É consenso entre os autores que a transição da mortalidade é um fenômeno mundial e não será revertido (ALVES, 2002).

As diferenças de transições de mortalidade de cada região são explicadas por diferenças socioeconômicas entre as mesmas. (SOUZA, 2014)

Os métodos utilizados nesse trabalho buscam contornar as dificuldades aqui apresentadas (trabalhar com as primeiras idades de vida e com áreas pouco populosas). O estimador bayesiano empírico de James Stein (MARSHALL, 1991), busca solucionar os problemas causados pela flutuação aleatória. Onde proporciona uma suavização da flutuação aleatória nos graus de cobertura de óbitos em áreas pouco populosas como os municípios.

O estimador bayesiano empírico tem sido amplamente indicado por muitos autores como Cavaline e Ponce de Leon (2008); Freire e Assunção (1998, 2002), como forma de minimizar as possíveis flutuações.



### 3. MATERIAIS E MÉTODOS

#### 3.1 Fonte de dados.

Os dados sobre óbitos foram coletados no Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informações sobre nascidos vivos (SINASC – Admitiu-se que a cobertura dos registros de nascimentos está com boa qualidade) gerenciada pelo Datasus/MS. Foi coletado dados de óbitos por ocorrências de crianças menores de um ano de idade (entre 0 e 364 dias), por causas de morte segundo a Classificação Estatística Internacional de Doenças e problemas relacionados a saúde, 10 revisão - (CID-10) e também, os dados referentes aos nascidos vivos, segundo os municípios do Estado de Rondônia, referente ao período dos anos de 2001 a 2010, com propósito de agrupá-los por microrregião. Em seguida foi realizada uma análise da qualidade das informações a partir das informações de causa de mortes mal definidas (CMD) para o período analisado.

#### Definição da área de estudo.

A área definida para o estudo foi o Estado de Rondônia e suas divisões por Microrregião e Mesorregião, de acordo com as divisões desenvolvidas pelo IBGE para fins estatísticos. Ao todo, as 2 Mesorregiões do Estado se subdividem em 8 Microrregiões. As classificações estão dispostas da seguinte forma:

- **Mesorregião Madeira-Guaporé:** situada nas regiões Norte e Oeste de Rondônia, é dividida em duas microrregiões, Porto Velho e Guajará-Mirim. Ocupa uma área aproximadamente a 106.779,3 km<sup>2</sup> representa 44,95% da área do Estado. Porto Velho, capital e maior cidade do estado de Rondônia;
- **Mesorregião Leste Rondoniense:** está situada nas regiões Centro, Leste e Sul de Rondônia, ocupa uma área de aproximadamente 130.785,2 km<sup>2</sup>, que representa 55,05% da área do Estado, esta é dividida em seis (6) microrregiões (Ariquemes, Ji-Paraná, Alvorada D'Oeste, Cacoal, Vilhena e Colorado do Oeste). Os municípios importantes dessa mesorregião são Ji-Paraná, Ariquemes, Cacoal e Vilhena.

### 3.2 Estimador Bayesiano

Para a estimação dos óbitos gerais por microrregião, utilizou-se a técnica de estimadores bayesianos de James-Stein, proposta por Cavalini e Leon (2007). Este modelo é indicado quando existe o envolvimento de áreas de diferentes magnitudes, por exemplo, apresentando grandes flutuações de tamanhos populacionais. Neste trabalho, as microrregiões do Estado (totalizando oito), foram tomadas como unidade de análise, as quais, por sua vez foram aglutinadas formando as chamadas mesorregiões (totalizando duas mesorregiões: Madeira-Guaporé e Leste Rondoniense).

Os contingentes populacionais envolvidos nos cálculos das taxas (nascidos vivos das microrregiões e óbitos de menores de um ano, por exemplo), estão sujeitos às chamadas oscilações dos pequenos números, pelo que se fez opção pela aplicação de uma metodologia capaz de contornar tais oscilações. Dessa forma, os dados foram submetidos ao processo de suavização propiciada pelo emprego do modelo bayesiano empírico de James-Stein (Efrone Morris, 1975), largamente recomendado por diversos autores (ASSUNÇÃO et al, 1998; FREIRE; ASSUNÇÃO, 1998, 2002; FORMIGA, 2003; CAVALINI, 2005; CAVALINI; LEON, 2007), como forma de reduzir as referidas flutuações. Como resultado da aplicação do método, obtém-se uma média ponderada (taxa de mortalidade ajustada – TMA) entre a taxa bruta da localidade (área menor, no caso, microrregião) e a taxa da área maior (região de vizinhança, no caso, mesorregião) tomada como referência.

O estimador bayesiano empírico como o próprio nome já diz, faz parte da estatística bayesiana, na qual possui uma distribuição a priori não especificada cujo momentos estimados a partir de dados observados.

Atribui-se que os óbitos esperados têm uma distribuição Poisson.

$$Ob_i \sim \text{Poisson}(Esp_i \cdot \theta_i)$$

Onde,  $Esp_i$  – óbitos esperados para município  $i$ ;

$$Esp_i = \frac{Ob \ Ar}{n} * n_i$$

Onde:

Ob Ar – óbitos observados na área maior (mesorregião)

$n_i$  – população da área menor, as microrregiões;

n – população da área maior de referência, a mesorregião;

$\theta_i$  – taxa de mortalidade suavizada na área i;

Segundo Marshall (1991), o estimador com menor erro quadrático médio para  $\theta_i$  é o estimador bayesiano empírico dado por:

$$\hat{\theta}_i = m + C_i (k_i - m)$$

Onde:

$\hat{\theta}_i$  – Estimador bayesiano empírico

m – Corresponde a razão entre óbitos observados e óbitos esperados para a área maior que por construção sempre será igual a 1, ou seja,  $\hat{m} = \frac{Ob\ Ar}{Esp\ Ar}$ , em que,  $Ob\ Ar = \sum_{i=1}^n Ob\ i$  e  $Esp\ Ar = \sum_{i=1}^n Esp\ i$

$k_i$  – Estimador inicial e representa a razão entre óbitos observados e esperados na microrregião

$C_i$  – Fator de contração para média e é dado por:

$$c_i = \frac{\left( \left[ s^2 - \left( \frac{T_m}{P_m} \right) \right] \right)}{\left( \left\{ \left[ s^2 - \left( \frac{T_m}{P_m} \right) \right] + \left( \frac{T_m}{P_i} \right) \right\} \right)}$$

Onde:

$T_m$  - é a taxa média global ou a taxa média dos vizinhos;

$s^2$  - é a variância da taxa a ser medida;

$P_m$  - é a população média global ou a população média dos vizinhos;

$P_i$  - é a população da área i.

Observa-se, na expressão acima, que o multiplicador  $C_i$  será próximo de 1 se a população (nascidos vivos)  $P_i$  for grande, o que fará a taxa suavizada ( $\theta_i$ ) tender para o mesmo valor da taxa ( $t_i$ ) calculada inicialmente. Por outro lado, se a área em tela possuir uma população muito pequena, então,  $C_i$ , será também muito pequeno (próximo de zero), fazendo com que a taxa suavizada da pequena área aproxime da taxa média de referência. Essa taxa de referência deve ser selecionada em função dos dados observados, com o critério de vizinhança podendo ser o de uma região maior ou da média de áreas vizinhas.

Por fim para obter-se os óbitos estimados para cada município  $i$ , será usada a seguinte equação:

$$\widehat{Ob}_i = \widehat{\theta}_i . Esp_i$$

Diante do exposto, fica notório que a taxa de mortalidade ajustada poderá ser maior ou menor do que a taxa da grande área, tomada como região de referência, podendo ser menor do que a taxa de mortalidade observada para a microrregião, o que implicaria numa supressão de óbitos informados pelo SIM. Diante disso, foi adotado o mesmo ajuste utilizado por Cavalini e Leon (2007) e Cavalini (2005), de desprezar essa taxa ajustada e adotar a taxa original da microrregião. Conforme observado pelos autores, como resultado final deste ajuste, o número total de óbitos do Estado tende a aumentar, pois somente serão permitidos acréscimos, e nunca reduções, ao número de óbitos em cada microrregião. De posse dos óbitos estimados ou finais, será possível estimar o sub-registro de óbitos para cada microrregião, tomado como a diferença entre a unidade e a chamada cobertura dos óbitos. Esta, por sua vez, é obtida da razão entre os óbitos observados e estimados (ou finais). Dada pela seguinte expressão:

$$\text{Sub-registro} = 1 - (\text{Óbitos observados} / \text{Óbitos estimados}).$$

Pode-se encontrar, também, o fator de correção aplicado a cada microrregião. Como mostra a expressão a seguir:

$$FatorCorr = \frac{1}{GCob}; \quad GCob = \frac{Obobs}{Ob*}$$

Onde:

FatorCorr – Fator de Correção

GCob - Grau de Cobertura

Obobs – Óbito observado

Ob\* - Óbito estimado

Vale destacar que, vão existir microrregiões onde a cobertura terá representatividade de 100%, ou seja, o sub-registro será nulo. Isso ocorrerá quando o número de óbitos estimados for inferior ao número de óbitos observados, dado que, quando ocorre isto na estimativa, é adotado o valor de óbitos observado. Fazendo com que não seja possível fazer reduções nos números, e sim, acréscimos.

### 3.3 TESTES DE ADERENCIA

Os testes de aderência são instrumentos da estatística que auxiliam na tomada de decisão da adequação ou inadequação de um modelo numa certa amostra, por exemplo, permite verificar se uma variável aleatória contínua segue uma distribuição segundo um determinado modelo ou não. Os objetivos dos testes de aderência em si, é testar a adequabilidade de um modelo probabilístico a um conjunto de dados (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

A seguir mostraram com mais detalhes dois testes de aderências que foram usados neste trabalho, os testes de aderência de Qui-Quadrado ( $\chi^2$ ) e Kolmogorov-Smirnov (KS).

#### 3.3.1 TESTE DE ADERENCIADO QUI-QUADRADO ( $\chi^2$ )

O teste de aderência do Qui-Quadrado ( $\chi^2$ ) proposto por KARL PEARSON em 1900 é um teste que consiste em comparar os dados obtidos experimentalmente com os dados esperados se ajustam bem a uma determinada lei. Segundo Naghettini e Pinto (2007) a estatística de teste do Qui-Quadrado é:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

Onde:

$O_i$  = frequência observada, ou seja, o total de indivíduos observados na categoria,

$i = 1, 2, \dots, n$ .

$E_i$  = frequência esperada, ou seja, total de indivíduos esperados na categoria,

$i = 1, 2, \dots, n$ .

Na regra de decisão pode ser baseada no valor de P, ou seja:

$$P = P(\chi^2 \geq \chi_{obs}^2)$$

Em que  $\chi_{obs}^2$  é o valor calculado a partir dos dados usando a equação de teste da qui-quadrado.

Se para  $\alpha$  fixo, obtermos  $P \leq \alpha$ , rejeita-se a hipótese  $H_0$  com nível de significância de 0,05.

Para a comparação e interpretação do teste surgem diferenças que podem ser grandes ou pequenas conformes as seguintes hipóteses, onde:

$H_0$ : o comportamento pressupõe um “bom” ajustamento na presente distribuição de probabilidade de óbitos, ou seja, os valores estão próximos dos observados.

$H_1$ : o comportamento não pressupõe um “bom” ajustamento na presente distribuição de probabilidade de óbitos, ou seja, os valores não estão próximos dos observados.

Em geral pode-se dizer que a estatística qui-quadrado nada mais é do que a distância quadrática entre os valores observados e esperados, ou seja, quanto maior o valor dessa estatística, maior é a evidencia de que os dados não seguem a presente distribuição de probabilidade fornecida.

### 3.3.2) TESTE DE ADERÊNCIA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV (KS)

O teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov é um teste não paramétrico, cuja sua estatística de teste tem como base a diferença máxima entre as funções de probabilidades acumuladas, empíricas e teóricas, de variáveis aleatórias contínuas. O teste em si não é aplicado em variáveis aleatórias discretas, pois é um teste para dados contínuos (NAGHETTINI; PINTO 2007).

A ideia do teste de Komogorov-Smirnov é avaliar a função de distribuição acumulada  $F(x) = P(X \leq x)$ . Suponha-se que foi selecionada uma função de distribuição desconhecida  $F(x)$ . O teste ira avaliar se  $F(x) = F_n(x)$  para todo  $x$  comparando  $F_n(x)$  com  $F(x)$  que é obtido da amostra.

Estatística de teste:

$$D_n = \sup |F(x) - F_n(x)|$$

Onde:

$D_n$ : distância máxima vertical entre os gráficos de  $F(x)$  e  $F_n(x)$  sobre a amplitude dos possíveis valores de  $x$ ;

$F(x)$ : representa a função de distribuição acumulada assumida para os dados;

$F_n(x)$ : representa a função de distribuição empírica dos dados.

A regra de decisão é rejeitar  $H_0$  se as estatísticas de teste  $D_n$  é maior que o quantil  $1-\alpha$  para o teste Kolmogorov-Smirnov. Caso contrário, não se rejeita a hipótese  $H_0$ .

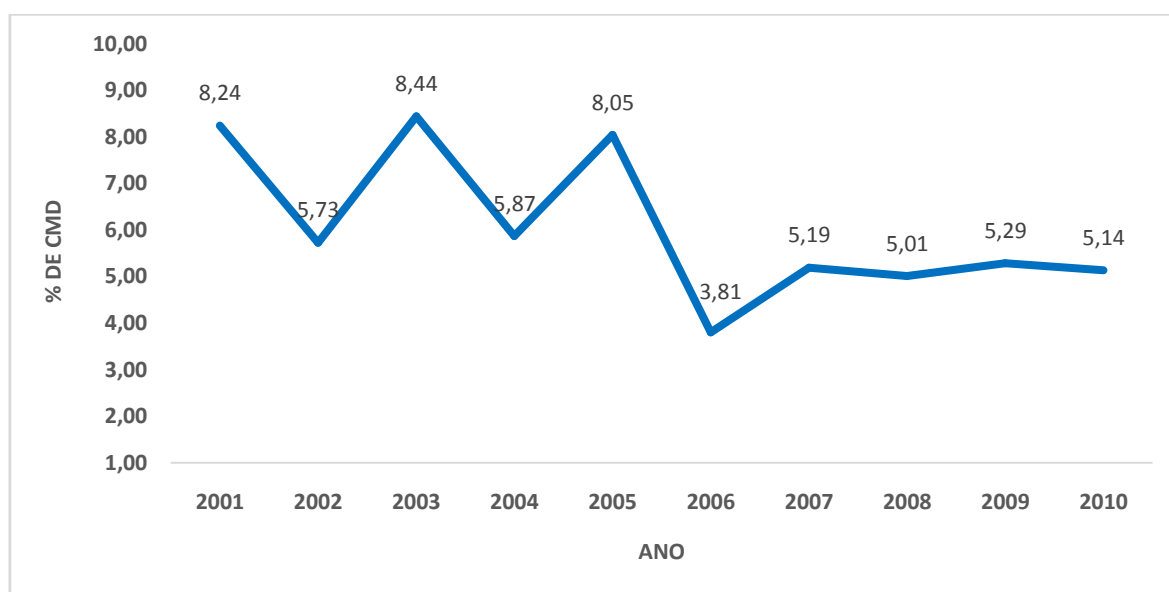
Hipóteses:

$H_0$ : O comportamento probabilístico da variável aleatória, em questão pode ser modelado pela seguinte distribuição  $x$  de probabilidade.

$H_1$ : O comportamento probabilístico da variável aleatória, em questão não pode ser modelado pela seguinte distribuição  $x$  de probabilidade.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Figura 1 apresenta a distribuição proporcional das Causas de Morte Mal Definidas (CMD), sendo uma variável de peso nas análises de qualidade das informações de óbitos.



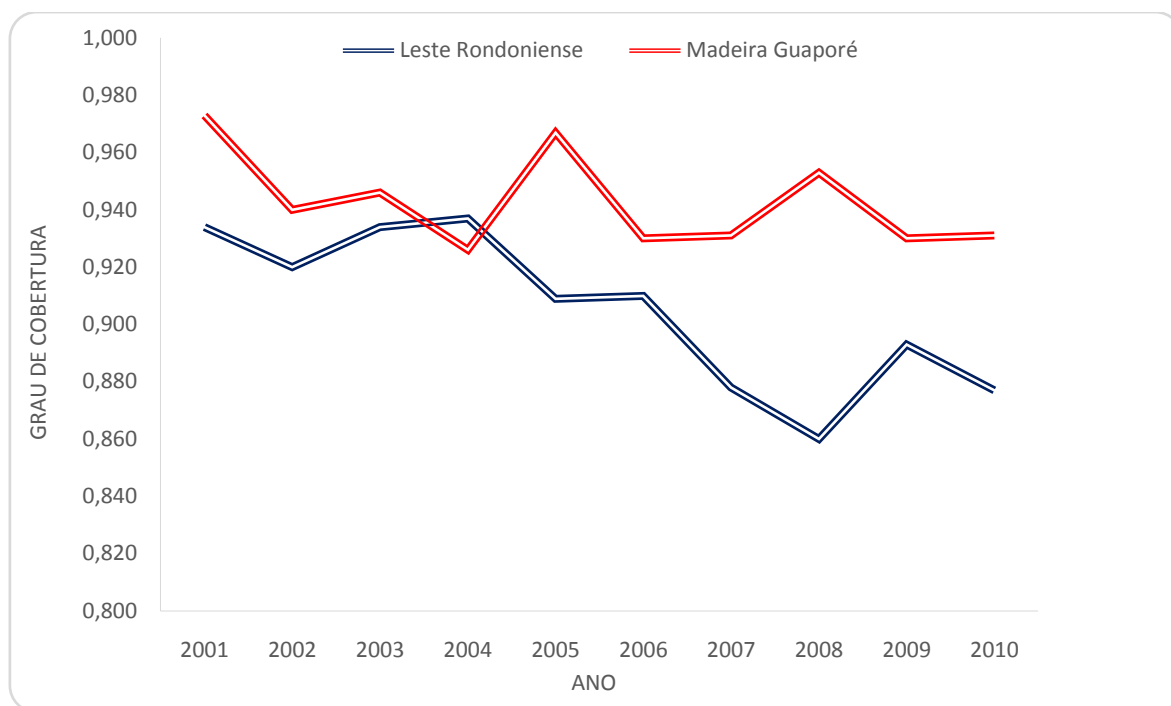
**Figura 1.** Representação gráfica da evolução por ano da proporção das causas mal definidas (CMD) ou XVIII – Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e laboratório, para óbitos infantis (menores de 1 ano) do Estado de Rondônia.

Visualmente (Figura 1), é notável uma queda na proporção nos registros de mortalidade no grupo de causa mal definidas no intervalo dos anos de 2001 a 2010. Onde, no ano de 2001 representava 8,24%, havendo oscilações entre os anos 2001 a 2006, sendo que em 2006 houve o menor registro de proporção de 3,81%. E entre os anos 2007 a 2010 notamos um padrão entre o período analisado. Analisando a qualidade das informações segundo a classificação proposta por CHACKIEL (1987) como foi descrita acima, coloca as proporções do Estado de Rondônia, para os óbitos infantis, classificados como “informações de muita boa qualidade” (menos de 15% de óbitos no grupo CMD).

Foi calculado o grau de cobertura de óbitos para cada mesorregião do Estado de Rondônia. Os cálculos foram realizados através das estimativas feitas para as microrregiões. Onde são estimados os óbitos esperados. Nas mesorregiões os graus de cobertura foram calculados através

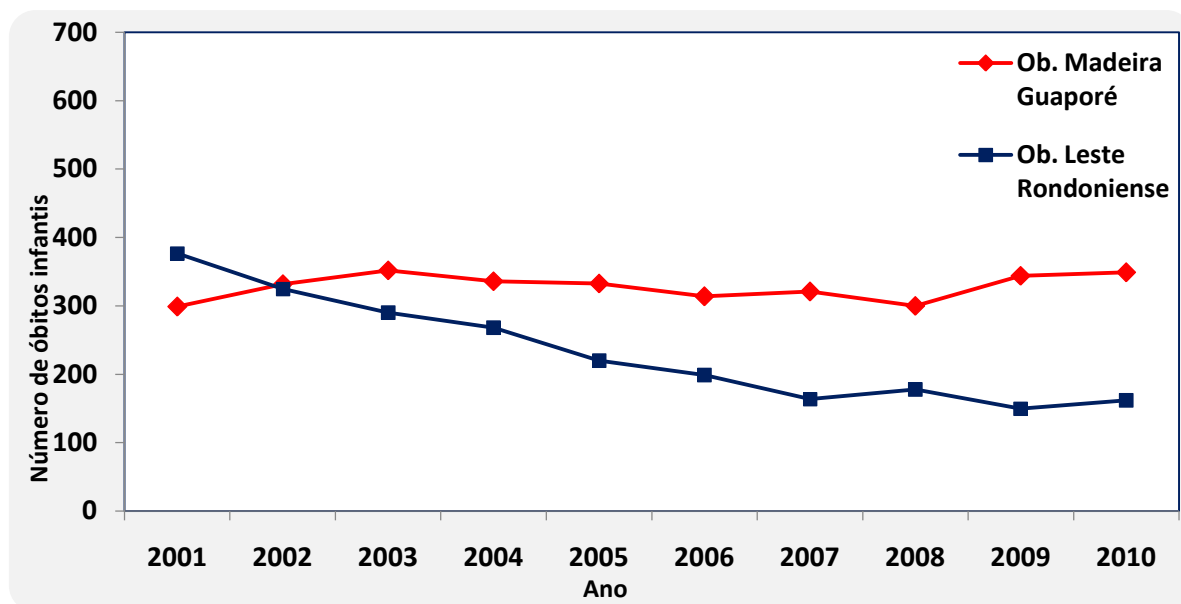


do quociente entre a soma dos óbitos observados e óbitos estimados da microrregião pertencente a mesorregião.



**Figura 2.** Representação por ano do grau de cobertura de óbitos infantis (menores de 1 ano), segundo o estimador bayesiano calculado com base nas microrregiões para as mesorregiões do Estado de Rondônia.

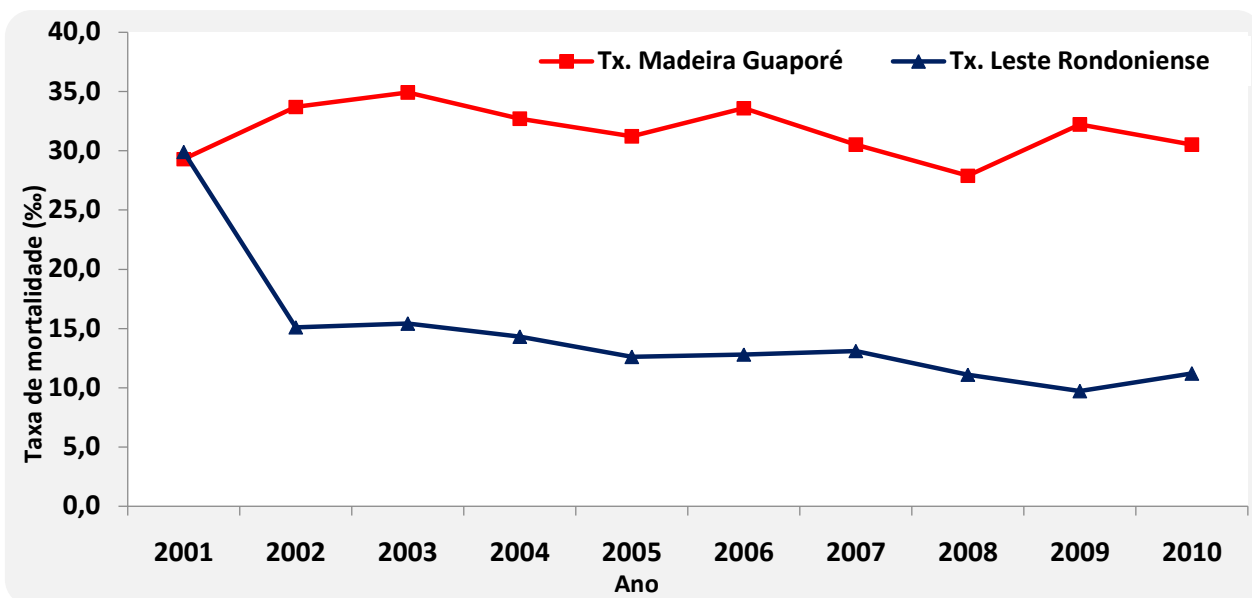
Na figura 2 apresenta a evolução por ano do comportamento do grau de cobertura nas mesorregiões. Vemos que a mesorregião Madeira Guaporé oscila ano após ano em valores bem próximos, onde no ano de 2001 tem-se a maior cobertura, o que mostra uma similaridade das informações nesta mesorregião. A mesorregião Leste Rondoniense apresenta um padrão semelhante com a mesorregião Madeira Guaporé nos anos de 2001 a 2005 e a partir do ano de 2006 tem um grau de cobertura mais baixo, na qual indica um número mais elevado de subregistro.



**Figura 3.** Óbitos menores de 1 ano estimados a partir do estimador bayesiano com base nas microrregiões para as mesorregiões do Estado de Rondônia.

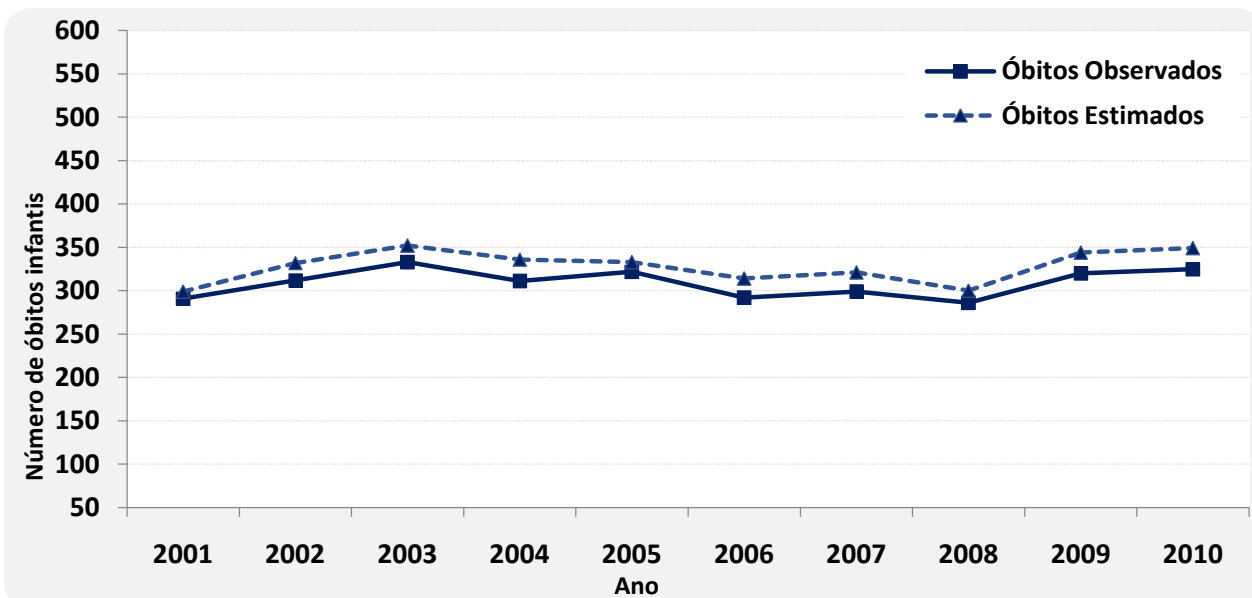
Observamos na figura 3 que a mesorregião Madeira Guaporé mantém simultaneamente os mesmos níveis de óbitos infantis para cada ano. Já na mesorregião Leste Rondoniense temos uma queda significativa dos óbitos no decorrer dos anos.

As taxas de mortalidade foram estimadas a partir das microrregiões para ser analisada por mesorregiões do Estado de Rondônia. A figura 4 abaixo, apresentam taxas para cada ano do estudo de 2001 a 2010, notamos uma tendência de queda na mesorregião Leste Rondoniense ano a ano. Enquanto que na mesorregião Madeira Guaporé mantem-se taxas superiores a Leste Rondoniense. Observamos que no ano de 2001 as taxas aproximam há de uma única taxa, contudo ambas mesorregiões não segue o mesmo padrão.

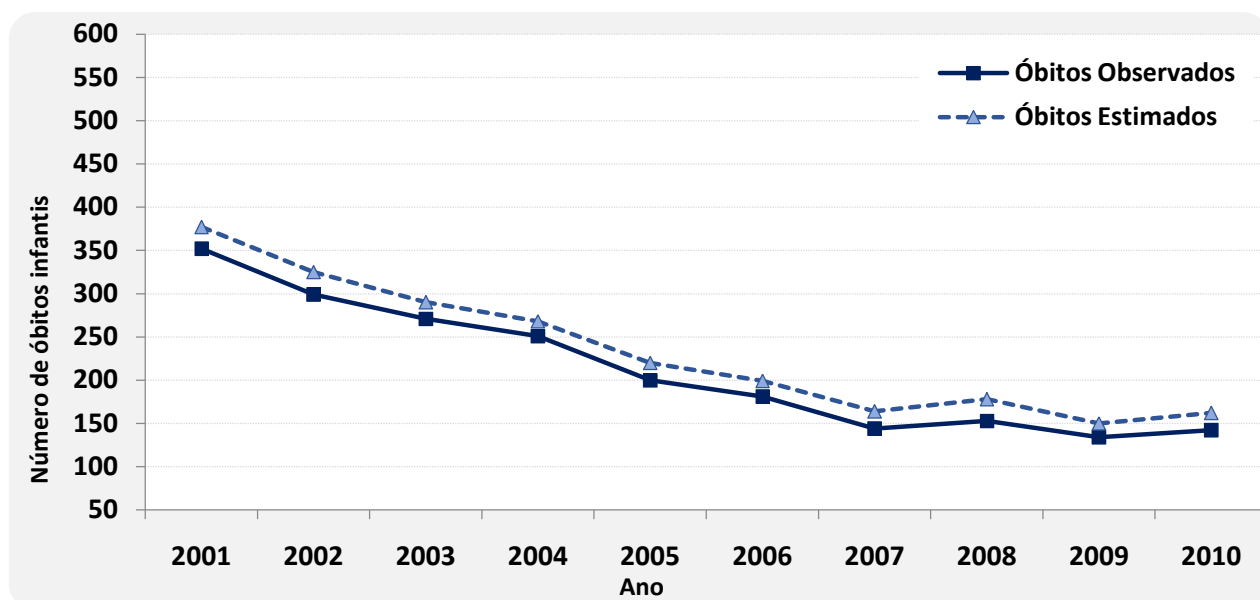


**Figura 4.** Taxas de mortalidade infantil (menores de 1 ano) estimadas por ano através do estimador bayesiano a partir das microrregiões para as mesorregiões do Estado de Rondônia.

As figuras 5 e 6 abaixo apresenta a evolução comparativa por ano dos óbitos (menores de 1 ano) observados e óbitos estimados para cada mesorregião, onde verifica-se que houve uma correção significativa entre as mesorregiões.



**Figura 5.** Comparação por ano de óbitos observados e óbitos estimados (óbitos menores de 1 ano) para a mesorregião Madeira Guaporé do Estado de Rondônia.



**Figura 6.** Comparação por ano de óbitos observados e óbitos estimados (óbitos menores de 1 ano) para a mesorregião Leste Rondoniense do Estado de Rondônia.

Para cada mesorregião foi aplicado um teste de aderência do Kolmogorov-Smirnov e Qui-Quadrado, com nível de significância de 5%.

**Tabela 1.** Ajustamento das Taxas de óbitos esperados e estimados para as duas mesorregiões estudadas, com base nos testes Kolmogorov-Smirnov e Qui-Quadrado

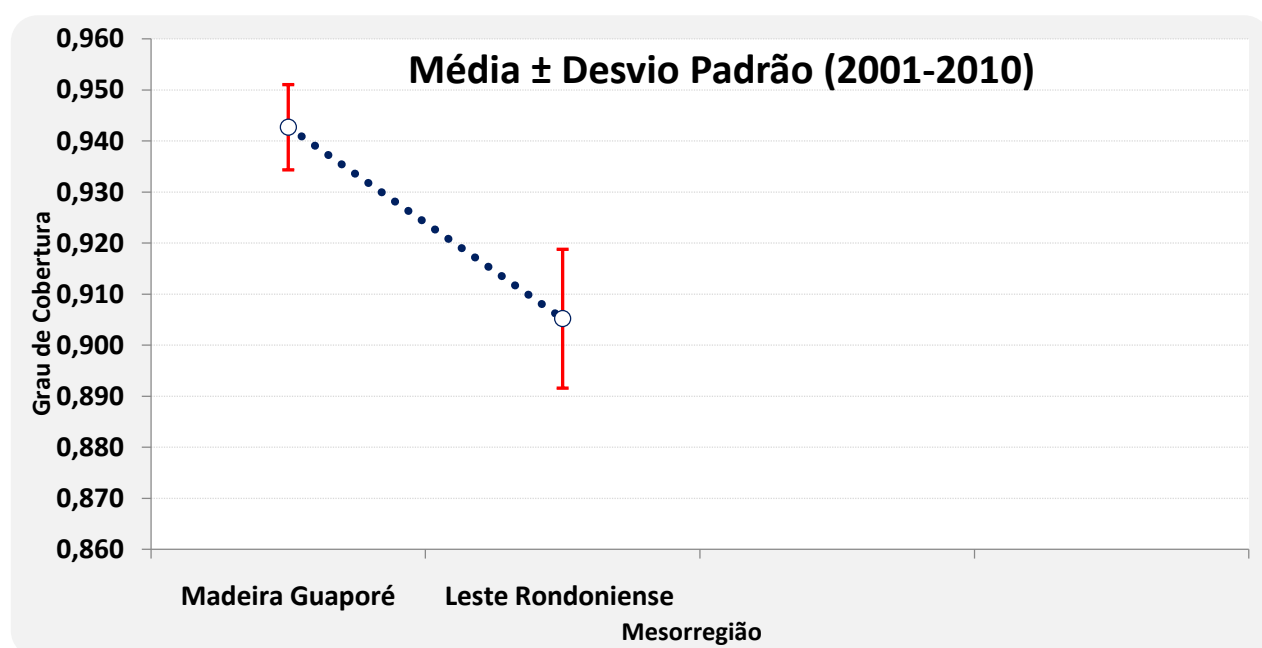
Mesorregiões	Qui-Quadrado	Kolmogorov-Smirnov
	p-valor	p-valor
Madeira Guaporé	0,9998	0,9997
Leste Rondoniense	0,9999	0,9999

Observa-se na tabela 1 que nos dois testes de aderência realizados ambas as mesorregiões se ajustam ao conjunto de dados com nível de significância de 5%. Nota que nos dois testes o p-valor do teste Kolmogorov-Smirnov e Qui-Quadrado foi bem alto.

A estatística básica para a avaliação das estimativas em que pretende analisar a diferença entre o grau de cobertura das mesorregiões Madeira Guaporé e Leste Rondoniense tendo em conta todo o período de 2001 a 2010.

Na figura 7 abaixo, levando em consideração as médias e desvio padrão pode-se verificar que as mesorregiões Madeira Guaporé e Leste Rondoniense tem diferenças. A mesorregião que apresentou maior índice de grau de cobertura foi a mesorregião Madeira Guaporé, na qual a mesma se destaca devido ser uma região onde está situada a capital do Estado (Porto Velho), em que apresenta um índice significativo de desenvolvimento, sendo a principal cidade do Estado de Rondônia.

A mesorregião Leste Rondoniense (L.R) se destaca bem, comparada de uma forma geral ao Estado de Rondônia, pois, as microrregiões contidas na mesorregião quase todas são significativamente desenvolvidas, entre as microrregiões da mesorregião L.R destaca-se a microrregião Ji-Paraná e microrregião Cacoal.



**Figura 7.** Estatística básicas, segundo o grau de cobertura óbitos infantis para as duas mesorregiões do Estado de Rondônia, referentes aos anos de 2001 a 2010.

## 5. CONCLUSÕES

As análises dos resultados referentes as proporções de causas mal definidas, nota-se que houve melhorias, pois teve um declínio com relação aos óbitos infantil mal declarados em todo Estado de Rondônia. A redução desses óbitos atribuídos causa mal definidas é provavelmente uma consequência de melhorias nos procedimentos de codificações ou na qualidade das informações sobre os atestados de óbito

Observa-se que através das correções ou suavização do estimador bayesiano, mostrou resultados satisfatórios em ambas mesorregiões com destaque para a Leste Rondoniense. Quanto as taxas de mortalidade, a mesorregião Leste Rondoniense é a que mais apresentou queda no período analisado. O grau de cobertura nas mesorregiões foi satisfatório em ambas mesorregiões o que mostra similaridade entre elas, de tal modo não apresentando, um elevado número de sub-registro.

Em síntese, os resultados encontrados indicam ocorrências de mudanças significativas no padrão de causas de mortalidade infantil(ou seja, entre 0 e 364 dias de vida). É possível notar uma diminuição do risco de vida infantil de forma geral no Estado.

## REFERÊNCIAS

ATLAS DE DESENVOLVIMENTO SUSTENTÁVEL E SAÚDE – Brasil 1991 a 2010. Disponível na Organização Pan-Americana da Saúde/Organização Mundial da Saúde (OPAS/OMS).

ALVES, J. E. D. A polêmica Malthus versus Condorcet reavaliada à luz da transição demográfica. **Texto para discussão da Escola Nacional de Ciências Estatísticas, ENCE/IBGE, nº4, Rio de Janeiro, 2002.**

BEZERRA-FILHO, J. G., KERR-PONTES, L. R. S., e BARRETO, M. L. Mortalidade infantil e contexto socioeconômico no Ceará, Brasil, no período de 1991 a 2001. *Rev. bras. saúdematern. infant*, 7(2), 135-142. 2007.

BRASIL. Ministério da Saúde. Indicadores e dados básicos – Brasil 2009. Brasília: Ministério da Saúde, 2009.

CAVALINI, L. T; PONCE DE LEON, A. C. M. Correção de sub-registros de óbitos e proporção de internações por causas mal definidas. *Rev Saúde Pública*, 41(1), 85-93. 2007.

CHACKIEL, J. La investigación sobre causas de muerte en la América Latina. *Notas de población*, 1987. Chile, n.44,p.9-30, ago. 1987.

Demográfico, I. C. (2010). Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2012.

DOS SANTOS, A. M; JUSTINO, J. R. Estimativas da mortalidade infantil: uma adaptação do estimador bayesiano às microrregiões do estado do Rio Grande do Norte (2000-2009). *Anais*, 1-18.2016.

DUARTE, C. M. R. ***Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil***: revisão da literatura sobre a última década. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 2007.

EFRON, B.; MORRIS, C. Data analysis using Stein's estimation rule and its competitors: an empirical Bayes approach. *J AmStatAssoc.*;70:311-9, 1975.

FONSECA, S. C; COUTINHO, E. D. S. F. Pesquisa sobre mortalidade perinatal no Brasil: revisão da metodologia e dos resultados Perinatal mortality research in Brazil: review of methodology and results. *Cad. Saúde Pública*, 20(Sup 1), S7-S19. 2004

FORMIGA, M. C. C. ; RAMOS, P. C. F. ; BARBOZA, I. M. ; SILVA, S. C. A. S. Mortalidade Infantil no estado do Rio Grande do Norte: Uma análise da influência de fatores socioeconômicos. In: *XIV Congresso de Iniciação Científica da UFRN, 2003, Natal - RN. Resumos. Natal - RN: UFRN, 2003.*

FREITAS, E. "IDH brasileiro: Mortalidade infantil no Brasil"; *Brasil Escola*. Disponível em <<http://brasilecola.uol.com.br/brasil/idh-brasileiro-mortalidade-infantil-no-brasil.htm>>. Acesso em 27 Novembro de 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA-IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/estimativa>> .Acesso em 27 Novembro de 2016.

JUSTINO, J. R. *Estimação de sub-registros de óbitos em pequenas áreas com os métodos: Bayesiano Empírico e algoritmo EM*. 52 f. Monografia (Bacharel) - Curso de Estatística, Departamento de Estatística, UFRN, Natal. 2010.

PEARSON, K. On the dissection of asymmetrical frequency curves. *Phil. Trans. Roy. Soc*, v. 185, n. pt 1, p. 71-110, 1894.

MARANHÃO, A. G. K. A mortalidade perinatal e neonatal no Brasil. In: *A mortalidade perinatal e neonatal no Brasil*. Brasil. Ministério da Saúde, 1998.

MARSHALL, R. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. *Appl Stat*.40:283-94, 1991.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E.J.A. Hidrologia Estatística. Serviço Geológico do Brasil CPRM, Belo Horizonte, MG, 600p, 2007.

SOUZA, F. H. *Padrão da mortalidade brasileira: estimativas a partir do nível municipal*. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal do Rio Grande do Norte. 2014.

SOUSA, T. R. V; LEITE FILHO, P. A. M. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. *Revista de Saúde Pública*, 42(5), 796-804. 2008.

UNICEF. *Convenção sobre os Direitos da Criança*. Adaptada pela Assembléia Geral nas Nações Unidas em, v. 20, 1989.